



Métodos cuantitativos para estudiar a las élites

Aplicaciones prácticas, sesgos y potencialidades

Bastián González-Bustamante

University of Oxford

Universidad de Santiago de Chile

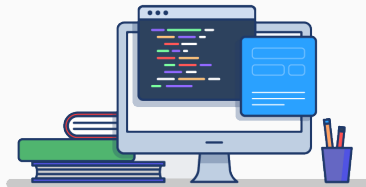
✉ bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk

Presentación preparada para XI Congreso Latinoamericano de Ciencia Política

21 al 24 de julio, 2022 **(versión en progreso)**

Tabla de contenidos

1. Introducción
2. Desafíos teórico-metodológicos
3. Método
4. Resultados
5. Discusión



Introducción

Este trabajo metodológico discute aplicaciones, ventajas y desventajas del **enfoque de supervivencia** en comparación con estrategias econométricas clásicas como **GLMs** o **logit**.

Las dos preguntas que guían este trabajo son:

- ¿Cuándo la aplicación del análisis de supervivencia es conveniente en comparación con otras estrategias econométricas clásicas como los modelos logísticos?
- ¿Cuáles son los riesgos de trabajar con muestras con datos observacionales y estimaciones sesgadas?

Desafíos teórico-metodológicos

Es posible identificar tres desafíos teórico-metodológicos al momento de estudiar a las élites:

- Aplicación de estrategias de identificación
- Medición adecuada de la variable dependiente
- Diseñar estrategias eficientes de inferencia causal

La **estrategia de identificación** afecta el procedimiento de muestreo.

Una conceptualización extendida es la distinción clásica de (Putnam, 1976, véase también Codato, 2015; González-Bustamante, 2020; Hoffmann-Lange, 2018) que da cuenta de tres tipos de análisis como parte de estrategias de identificación:

- Posicional
- Reputacional
- Decisional

El segundo desafío implica determinar qué es exactamente lo que se quiere estudiar y medir. No es lo mismo evaluar el **acceso a una posición**, es decir, un nombramiento de confianza o el triunfo en una elección, que evaluar la **permanencia en la élite** o la circulación entre campos.

Por ejemplo, evaluar el efecto de la trayectoria empresarial D de i -th individuos en el **acceso a posiciones** de poder Y_j se puede realizar con **modelos logísticos simples**. Sin embargo, es necesario contar con varianza en la variable dependiente: individuos que accedieron a la posición y otros que no ([González-Bustamante, 2020](#)).

i No contar con esta información puede ser una falencia de diseño que conduzca a estimaciones sesgadas.

Estudiar la **permanencia de individuos con análisis de supervivencia**, por otro lado, implica evaluar el riesgo y su acumulación en el tiempo $\Lambda_0(t)$ con una función de supervivencia $S(t)$ considerando un evento de interés: la salida del cargo.

i El análisis de supervivencia no es tan adecuado si la posición que se estudia tiene un mandato fijo.

Problemas de diseño en estas estrategias pueden conducir a la obtención de estimaciones sesgadas y conclusiones erróneas ([González-Bustamante, 2020](#)).

Si se utilizan datos de encuestas con una muestra construida con una estrategia de análisis de identificación posicional es necesario que la **tasa de respuesta** sea elevada para reducir sesgos.

Aún con una tasa de respuesta elevada o si la información se obtiene de registros públicos sobre el universo completo, como suele ser el caso de los nombramientos en el poder ejecutivo, surge un problema metodológico con los nombramientos que no ocurrieron (**contrafactuales**).

Puede ser más ventajoso trabajar con posiciones vinculadas a elecciones ya que es posible recolectar información confiable de aquellos individuos que perdieron la elección.

Sin embargo, aunque se trabaje con universos totales de individuos aún existe la desventaja de trabajar con **datos observacionales**. En este punto resulta necesario delinear una **estrategia de inferencia causal** para asegurar la obtención de estimaciones sin sesgo.

El resultado del proceso de inferencia puede ser comprendido como la diferencia entre la variable dependiente positiva y negativa de un caso i -th, en el caso de que la variable sea binaria (Angrist and Pischke, 2015; Imai, 2017).

En un diseño experimental esto es relativamente equivalente a tener un **grupo de tratamiento** y otro de **control con placebo**. Esta situación permite observar el efecto del tratamiento comparando individuos de características similares que recibieron el tratamiento con otros que se les administró un placebo.

Si, por ejemplo, la trayectoria empresarial D_i tuviese un efecto sobre algunas de las posiciones $Y_{j[i]}$, para estimar con precisión la existencia del efecto es necesario considerar los dos potenciales resultados que reflejan el acceso o no a la posición: $Y_{j[i]1}$ e $Y_{j[i]0}$.

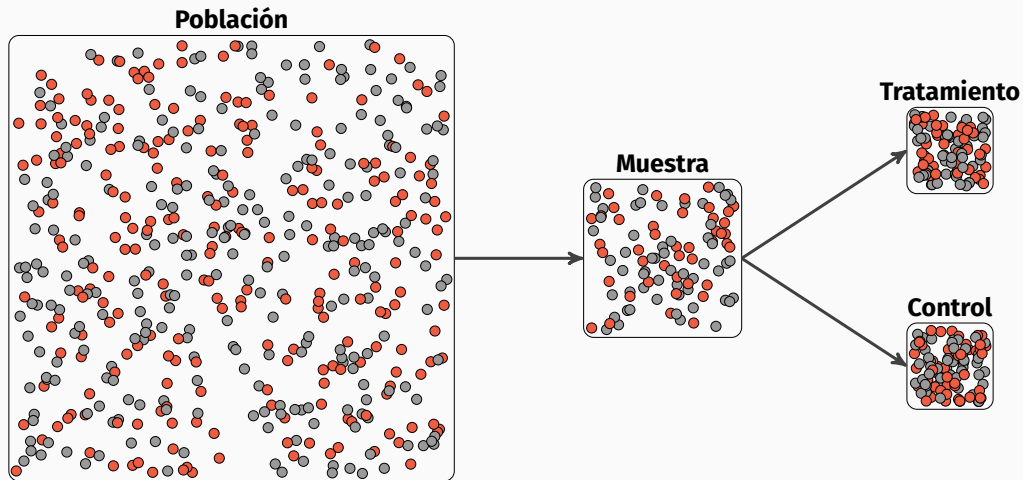
Sin embargo, la carrera política es un fenómeno complejo en el cual inciden diversas variables, no solo la trayectoria empresarial. Esto implica que es muy complejo obtener conjuntos de datos donde las variables de interés se distribuyan de **forma balanceada**.

Datos balanceados facilitan que cuando la variable de interés se **asigna aleatoriamente** se pueda eliminar el sesgo. Esta selección aleatoria implica que la expectativa condicional de la variable es equivalente en la presencia y ausencia de la variable independiente $\mathbb{E}[Y_{j[i]} \mid D_i = 1] = \mathbb{E}[Y_{j[i]} \mid D_i = 0]$.

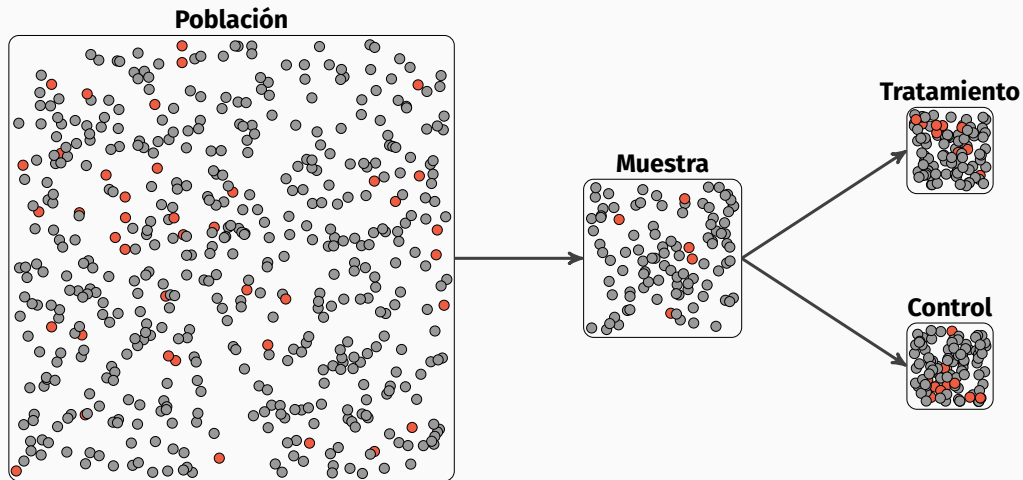
Por ejemplo, individuos con elevado capital social suelen ser exitosos en distintos campos y probablemente quienes no son exitosos poseen redes más febles, por tanto, si no hay una equivalencia en la expectativa condicional probablemente se obtendrá que el capital social es significativo y aumenta las probabilidades de alcanzar posiciones de prestigio.

i Los datos observacionales de élites suelen tener muy pocos individuos con capital social que no alcanzan posiciones elevadas.

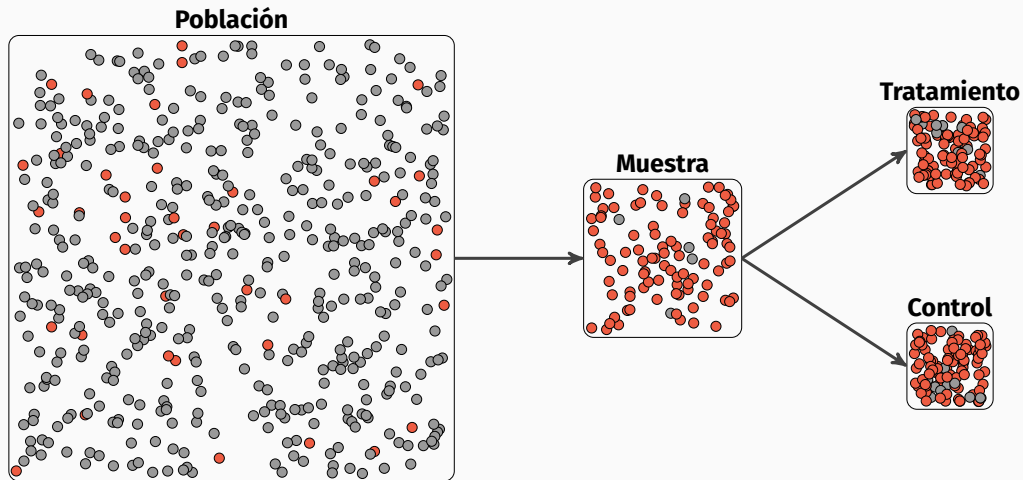
Población distribuida normalmente, muestreo adecuado y asignación al azar



Población desbalanceada, muestreo adecuado y asignación al azar



Población desbalanceada, muestreo débil y asignación al azar



¿Cómo solucionar la improbabilidad empírica de contar con datos balanceados?

Método

El efecto de la trayectoria empresarial

En nuestras demostraciones econométricas medimos el efecto de la **trayectoria empresarial** en el **acceso** y **permanencia** en posiciones relevantes de la élite política chilena.

Los vínculos empresariales tienen una relevancia teórica ya que, tal como el capital político, poseen un componente dinámico que se vincula a la trayectoria individual y se asocian con reconversiones de capitales y movimientos entre campos (Alcántara, 2013; González-Bustamante and Luci, 2021; Joignant, 2011, 2012).

Esto se vincula al fenómeno de la circulación pública-privada y *revolving door* (Maillet et al., 2016, 2019).

Se usa la **Encuesta de Élite en Chile (1990-2010)**, actualizada por Joignant and González-Bustamante (2014), para evaluar el efecto de la trayectoria empresarial de los individuos i -th en su acceso a posiciones políticas relevantes $Y_{j[i]}$.

Tiene un muestreo no probabilístico y una estrategia de análisis posicional considerando los cargos más relevantes del poder ejecutivo y legislativo en Chile. La tasa de respuesta es 65,4 % y sube a 68,3 % si se excluyen a los individuos fallecidos al comienzo del trabajo de campo.

i Para estudiar las posiciones del Congreso es más problemático debido al muestreo realizado y las tasas de respuesta.

También se utiliza la **base de datos de ministros/as en Chile** de [González-Bustamante and Olivares \(2022\)](#) para evaluar el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales de los individuos i -th en su permanencia o supervivencia en el gabinete. Estos datos han sido utilizados en trabajos como [González-Bustamante \(2021\)](#) (*forthcoming in BJPIR*).

Este conjunto de datos contiene diversas variables homologables a la encuesta anterior pero también cuenta con la fecha en que cada ministro/a asume y deja su cargo, información clave para ajustar modelos de supervivencia.

i Para controlar el problema de trabajar con datos observacionales y la selección no aleatoria en ambos conjuntos de datos se emplea **propensity score y emparejamiento** para corregir el sesgo.

Etapas 1. Se trabaja con modelos logísticos con todas las observaciones ($N = 386$). Esto conceptualmente implica medir el acceso $Y_{j[i]}$, por ejemplo, de ministros/as $Y_{1[i]}$ en comparación con individuos que en estricto rigor se desarrollaron en el poder legislativo $Y_{2[i]}$ e $Y_{3[i]}$ y viceversa.

Se ajusta una regresión de $Y_{j[i]}$ sobre D_i incorporando una serie de controles relevantes: (a) sexo; (b) *dummies* para capital político dependiendo de la posición alcanzada en un partido (X_k); (c) nivel educacional (X_1); (d) variable binaria para escuela secundaria privada (X_2); y (e) variable binaria de capital político familiar (X_3):

$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^4 \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Lo anterior es impreciso metodológicamente por problemas de contraste y comparación de casos diferentes.

Etapla 2. Se mejora la especificación usando submuestras para el ejecutivo ($n = 228$) y legislativo ($n = 155$) de forma separada considerando que son carreras diferenciadas (procesos de socialización e incentivos diferentes). Además, se incorpora la militancia en L partidos como efecto fijo:

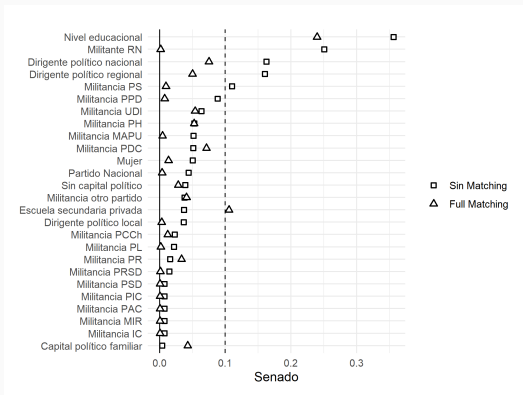
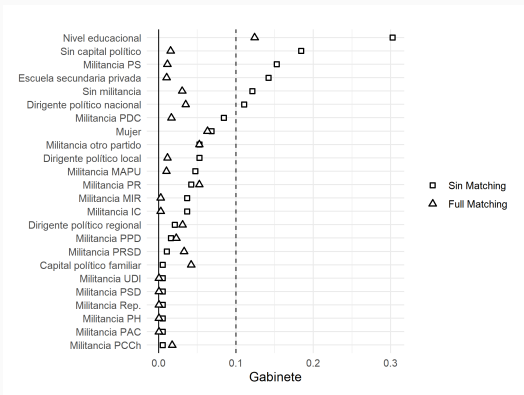
$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^4 \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Etapa 3. Se estima **propensity score** y se empareja el conjunto de datos para estimar adecuadamente el efecto de la trayectoria empresarial. El ajuste se realiza con un modelo probit de la trayectoria empresarial D_i sobre los controles previamente utilizados como potenciales *confounders* y los efectos fijos por partido.

$$D_i = \varphi \left[\alpha + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^4 \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \right] \quad (3)$$

i Como este es un trabajo metodológico, los controles de los modelos observacionales se utilizan como *confounders* sin mayor teorización de las relaciones causales. Por tanto, los hallazgos deben ser considerados con precaución.

Diferencias antes y después del emparejamiento



Se utiliza el **algoritmo full matching** que evita el descarte de observaciones durante el emparejamiento y se mantiene el nivel educacional como control en el modelo final ya que no se logra balancear (Austin et al., 2007; Hansen, 2004; Olmos and Govindasamy, 2015).

Por tanto, la estimación final se realiza con la siguiente ecuación para Y_1 que incorpora las ponderaciones del emparejamiento y un ajuste por clústeres en los errores, para Y_2 además se incorpora un control para el desbalance de la variable escuela secundaria privada $\beta_2 w_i X_{2[i]}$.

$$Y_{j[i]} = \alpha w_i + \gamma w_i D_i + \beta_1 w_i X_{1[i]} + \varepsilon_{i[clusters]} \quad (4)$$

Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

Etapa 1. Se utilizan modelos de riesgos proporcionales con una línea base $\lambda_0(t)$ donde se mide la salida del gabinete. Se ajusta un modelo para D_i con los siguientes controles: (a) sexo; (b) independencia política; (c) capital político X_k en una versión binaria (dirigentes nacionales); (d) variable binaria de profesión de prestigio (abogados o economistas); y (e) capital político familiar X_3 .

En este primer modelo se utiliza la censura administrativa alterada con base en un umbral de tiempo de permanencia de i -th del 75 % con respecto a la duración del mandato presidencial, por tanto, tiende a operar como un **modelo placebo**.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta_{k=4} X_{k=4[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i] \quad (5)$$

Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

Lo anterior es metodológicamente impreciso ya que considerar un umbral de permanencia u otros criterios de censura laxos tácitamente implica aumentar el sesgo de los datos observacionales.

Etapa 2. Se mejora el control de la concurrencia de eventos colindante (Breslow por Efron). Se incorporan los gobiernos en los cuales sirvieron los ministros/as como efectos fijos y se trabaja con censura administrativa estrictamente asociada al mandato presidencial.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta_{k=4} X_{k=4[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (6)$$

Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

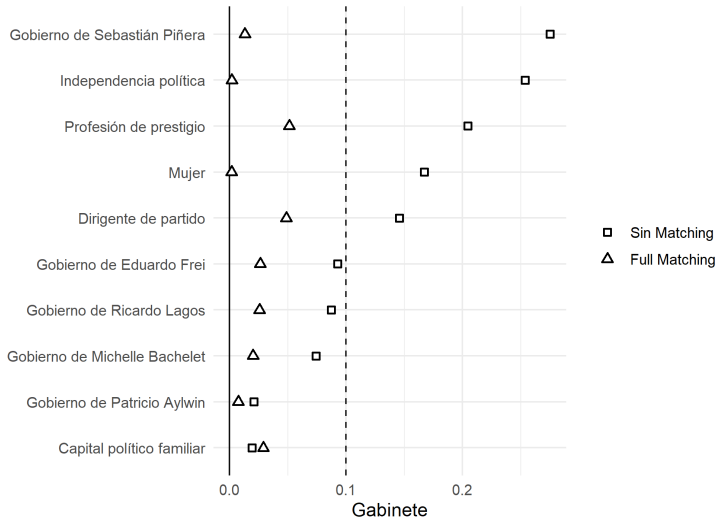
Etapla 3. Se estima **propensity score** y se empareja. Se utiliza un modelo probit simple con los controles previamente utilizados y efectos fijos.

$$D_i = \varphi[\alpha + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta_{k=4} X_{k=4[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (7)$$

En esta oportunidad el **algoritmo full matching** permitió balancear la muestra, por tanto, en el modelo final solo se incorporan las ponderaciones y se ajusta por clústeres.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp[\gamma w_i D_i + \varepsilon_{i[\text{clusters}]}] \quad (8)$$

Diferencias antes y después del emparejamiento



Resultados

Trayectoria empresarial y acceso al gabinete y Congreso

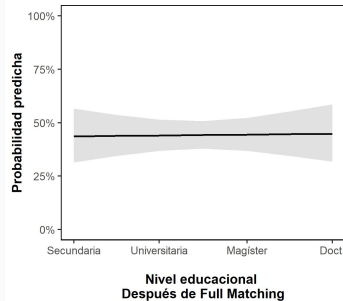
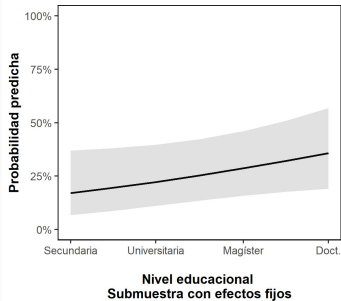
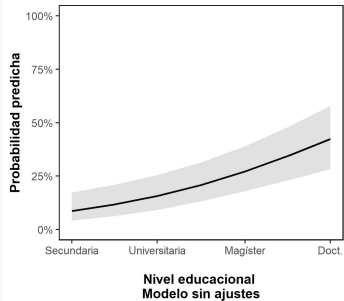
La trayectoria empresarial **no es significativa** en el acceso.

Al mejorar el ajuste y la estrategia de inferencia causal **el nivel educacional deja de ser significativo** pues su distribución está desbalanceada en la muestra original.

	Gabinete		Senado	
Trayectoria empresarial	0,333 (0,418)	0,026 (0,513)	-1,843* (1,119)	-1,455 (0,949)
Sexo (mujer)	0,534 (0,397)		-32,476 (5.165,310)	
Capital político (dirigente local)	-0,268 (0,710)		-19,789 (7.456,272)	
Capital político (dirigente regional)	0,030 (0,828)		-1,209 (1,394)	
Capital político (dirigente nacional)	1,437*** (0,403)		0,448 (0,954)	
Nivel educacional	0,997* (0,586)	0,049 (0,934)	-1,647 (1,246)	0,865 (1,972)
Escuela secundaria privada	0,129 (0,321)		0,427 (0,679)	0,555 (1,335)
Capital político familiar	0,567 (0,434)		1,019 (0,699)	
Constante	-1,700* (0,985)	-0,262 (0,593)	-20,618 (17.730,370)	-2,166 (1,675)
Matching	No	Full	No	Full
Sub. Clustering	No	Sí	No	Sí
Efectos fijos (partido)	Sí	PSA	Sí	PSA
Submuestra	Sí	Sí	Sí	Sí
VIF	Bajo	Bajo	Bajo	Bajo
Pseudo R^2	0,270	-	0,397	-
N	228	228	155	155
Log Likelihood	-131,972	-146,422	-49,187	-69,808
AIC	311,943	298,843	150,375	147,617

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Efecto del nivel educacional en el acceso al gabinete



Trayectoria empresarial y permanencia en el gabinete

	Umbral 75%	Salida censurada	
Trayectoria empresarial	0,464 (0,428)	-0,456* (0,263)	-0,556** (0,231)
Sexo (mujer)	0,196 (0,445)	-0,416* (0,253)	
Independencia política	-0,067 (0,434)	-0,651** (0,316)	
Dirigente de partido	-0,146 (0,494)	-0,073 (0,221)	
Profesión de prestigio	-0,080 (0,408)	-0,116 (0,206)	
Capital político familiar	0,147 (0,363)	0,051 (0,200)	
Matching	No	No	Full
Sub. Clustering	No	No	Sí
Efectos fijos (gobierno)	No	Sí	PSA
Submuestra	No	No	No
Concurrencia	Breslow	Efron	Efron
PHA	0,068	0,179	0,341
VIF	Bajo	Bajo	Bajo
C-Index	0,606	0,627	0,538
Eventos	42	126	126
N	232	232	232
Log Likelihood	-131,493	-559,305	-600,374
AIC	274,986	1.138,610	1.138,610

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

El modelo después del emparejamiento presenta un coeficiente negativo estadísticamente significativo en la trayectoria y vínculos empresariales ($e^{\beta} = 0,573$, $CI_{95\%} [0,364, 0,902]$, $p = 0,025$), por tanto, esta variable está asociada a **menor riesgo en el gabinete**.

Mejorar la especificación y ajustes de los modelos conduce a resultados más específicos.

Efecto de la trayectoria empresarial en el riesgo en el gabinete



Discusión


La trayectoria y vínculos empresariales **no tienen impacto** en el acceso a posiciones política relevantes en el gabinete y Senado en Chile. Sin embargo, si **disminuyen el riesgo de ser removido** del gabinete.

Las demostraciones demuestran la utilidad del **enfoque de supervivencia** cuando se estudian fenómenos en intervalos de tiempo.

Otros enfoques econométricos son pertinentes para estudiar fenómenos como el acceso a posiciones específicas siempre que el **muestreo sea adecuado**.

Las demostraciones son ilustrativas sobre las diferencias entre modelos sin ajustes o placebos y modelos con mejoras en la estimación econométrica o aplicados después de la estimación de **propensity score** y el emparejamiento de los datos.

La ausencia de una estrategia econométrica y de identificación causal robusta pueden generar **resultados con sesgo** debido a las especificaciones inadecuadas y el trabajo con datos observacionales.

 **Código para R.** González-Bustamante, B. (2022). Quantitative Methods for Studying Elites: Demonstration for R (Version 0.13.7 – Noisy Sun) [Computer software]. DOI: [10.5281/zenodo.6098061](https://doi.org/10.5281/zenodo.6098061)

Agradecimientos

Agradecimientos

Versiones preliminares de los modelos observacionales no-paramétricos y algunas versiones paramétricas desestimadas fueron presentadas en el Simposio Internacional “Ministros e ministérios: tecnocracia e política” organizado por el Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil de la Universidade Federal do Paraná, Curitiba 2018.

Agradezco a Adriano Codato, Renato Perissinoto y Carla Cisternas por sus valiosos comentarios a versiones iniciales del diseño de investigación de este trabajo. Mis agradecimientos también para el proyecto ANID/FONDECYT/1100877 y para Alfredo Joignant por otorgarme acceso a la Encuesta de Élite en Chile (1990-2010).

Referencias e información de contacto

Referencias I

- Alcántara, M. (2013). De políticos y política: profesionalización y calidad en el ejercicio público. *Perfiles Latinoamericanos*, 21(41):19–44.
- Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2015). *Mastering Metrics. The Path from Cause to Effect*. Princeton University Press, Nueva Jersey.
- Austin, P. C., Grootendorst, P., and Anderson, G. M. (2007). A comparison of the ability of different propensity score models to balance measured variables between treated and untreated subjects: a Monte Carlo study. *Statistics in Medicine*, 26(4):734–753.
- Codato, A. (2015). Metodologias para a identificação de elites: três exemplos clássicos. In Perissinotto, R. and Codato, A., editors, *Como estudar elites*. Editora Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- González-Bustamante, B. (2020). El estudio de las élites políticas gubernamentales en América Latina: Panorama, agendas de investigación y desafíos metodológicos. DOI: 10.31235/osf.io/syqu4.
- González-Bustamante, B. (2021). Ministerial Stability During Presidential Approval Crises: The Moderating Effect of Ministers' Attributes on Dismissals in Brazil and Chile. In *XXVI World Congress of the Political Science*, Lisboa. International Political Science Association.

Referencias II

- González-Bustamante, B. and Luci, F. (2021). Élités políticas en América Latina: Socialización, trayectorias y capitales. *Pléyade, Revista de Humanidades y Ciencias Sociales*, (28):21–32.
- González-Bustamante, B. and Olivares, A. (2022). Data Set on Chilean Ministers (1990-2014) (Version 3.3.6 – Dry Bonus). DOI: 10.5281/zenodo.5744536.
- Hansen, B. B. (2004). Full Matching in an Observational Study of Coaching for the SAT. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467):609–618.
- Hoffmann-Lange, U. (2018). Methods of Elite Identification. In Best, H. and Higley, J., editors, *The Palgrave Handbook of Political Elites*. Palgrave Macmillan UK, Londres.
- Imai, K. (2017). *Quantitative Social Science: An Introduction*. Princeton University Press, Nueva Jersey.
- Joignant, A. (2011). Tecnócratas, technopols y dirigentes de partido: tipos de agentes y especies de capital en las elites gubernamentales de la Concertación (1990-2010). In Joignant, A. and Güell, P., editors, *Notables, tecnócratas y mandarines: Elementos de sociología de las elites en Chile (1990-2010)*. Ediciones Universidad Diego Portales, Santiago.

Referencias III

- Joignant, A. (2012). Habitus, campo y capital. Elementos para una teoría general del capital político. *Revista Mexicana de Sociología*, 74(4):587–618.
- Joignant, A. and González-Bustamante, B. (2014). El núcleo de la élite política chilena 1990-2010. Proyecto Fondecyt 1100877. Working Paper, Universidad Diego Portales, Santiago.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., and Olivares, A. (2016). ¿Puerta giratoria? Análisis de la circulación público-privada en Chile (2000-2014). Working Paper 7, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, Santiago.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., and Olivares, A. (2019). Public-Private Circulation and the Revolving Door in the Chilean Executive Branch (2000–2014). *Latin American Business Review*, 20(4):367–387.
- Olmos, A. and Govindasamy, P. (2015). Propensity Scores: A Practical Introduction Using R. *Journal of MultiDisciplinary Evaluation*, 11(25):68–88.
- Putnam, R. D. (1976). *The Comparative Study of Political Elites*. Prentice Hall, Nueva Jersey.

Información de contacto

Bastían González-Bustamante

DPhil (PhD) Researcher

Department of Politics and International Relations
& St Hilda's College
University of Oxford

📍 St Hilda's College, Cowley Place, Oxford OX4 1DY

✉ bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk

🏠 <https://bgonzalezbustamante.com>

Profesor Instructor

Departamento de Gestión y Políticas Públicas
Facultad de Administración y Economía
Universidad de Santiago de Chile

📍 Av. Lib. B. O'Higgins 3363, Estación Central, Santiago

✉ bastian.gonzalez.b@usach.cl



Presentación compilada con L^AT_EX y algunos 🍷, principalmente cold brew

🔗 Descargar la versión más reciente desde [GitHub](#)

Muchas gracias por su atención

